

金融发展对区域国际贸易的影响研究

苏建平^{1,2}

(1.厦门大学 财政系, 福建 厦门 361005; 2.集美大学 财经学院, 福建 厦门 361021)

摘 要:文章采用VAR模型,针对福建省的金融发展对地区进出口贸易发展的影响问题展开了实证分析。研究表明,福建省金融发展与地区进出口贸易之间有着长期稳定的均衡关系,其中金融深化更加有利于出口贸易的发展,而金融效率的提升对进口贸易的推动效应更明显,但总体而言,金融发展并不能有效解释福建省进出口贸易的波动。

关键词:金融发展;出口贸易;进口贸易

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2013)12-0168-03

0 引言

自1978年实行改革开放政策以来,中国的国际贸易迅速发展,到2011年已达到36421亿美元,成为世界第一大出口国,出口贸易成为支撑中国30多年快速增长的重要力量。与此同时,中国的金融发展水平也逐年提高,金融市场、证券市场以及外汇市场蓬勃发展,金融总量占国民生产总值的比重已达到很高的水平,且金融改革已成为下一阶段中国改革重要内容,金融发展水平将迎来新的突破。

中国的国际贸易发展具有显著的地区差异,国际贸易

主要集中于东部地区。同时,各地区的金融发展水平也处于不同的阶段,呈现梯度发展趋势。因此,针对单一地区的研究更加具有针对性和实用性。本文拟利用VAR模型对具体的样本—福建省的金融发展、国际贸易之间的关系进行实证分析,以说明金融发展对地区国际贸易发展的影响。

1 变量与数据

借鉴已有文献,本文建立了西姆斯(sims)于1980年提出的向量自回归模型(VAR)系统,在该系统中,本文所要建立的指标为金融发展指标与国际贸易指标两个。

作者简介:苏建平(1978-),男,福建南安人,博士研究生,讲师,研究方向:国际经济理论与政策。

计跨国并购样本事件(12起)比重为58.33%,超过半数的海外并购公司绩效自2008年并购后一直下降,足见海外并购风险比国内并购事件的风险更大,成功率更低,整合难度更高。从并购所涉及的行业门类来看,能源矿产类并购也是跨国并购占到7起,可以看出我国经济发展对于能源、资产的需求很大,同时国际能源矿产类产品价格近年来不断攀升,使我国上市公司认为并购重组能够将原本需要进行外部交易活动通过并购内部化,从而降低能源矿产类价格波动对我国上市公司生产经营的不利影响,但是海外能源矿产类公司价值的精确评估难度比较大,况且我国上市公司并购经验不足等不利因素,加大了并购风险成本,使得我国企业海外并购绩效下降。

另一类并购绩效下降的样本集中于食品零售类公司。我国消费拉动经济增长的贡献率比外国低,消费刺激经济增长的潜力巨大,随着经济发展方式转变到依靠消费、投资、出口“三驾马车”协调拉动上来,食品零售类公司的并购活动增多,绩效下降。我们认为主要原因是这些公司并购的动机不够明确,并购缺乏长远规划,许多食品零售类公司并没有认真分析市场的需求量,盲目并购结果是势力范围的扩张给公司带来了规模不经济效应。

参考文献:

- [1]Healy, Paul M., Krishna G. Palepu, Richard S. Runback. Does Corporate Performance Improve After Merger[J]. Journal of Financial Economics, 1992, (31).
- [2]Meeks, G. Disappointing Marriage: a Study of the Gains from Merger [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1977.
- [3]Kumar, M. S. Growth, Acquisition Activity and Firm Size: Evidence from the United Kingdom[J]. Journal of Industrial Economics, 1985, (33).
- [4]李群峰.上市公司并购绩效与外部治理的实证研究[J]. 经济与管理, 2006, (5).
- [5]冯根福, 吴林江. 我国上市公司并购绩效的实证研究[J]. 经济研究, 2001, (1).
- [6]朱宝宪, 王怡凯. 1998年中国上市公司并购实践的理论与实证研究 [J]. 经济研究, 2002, (11).
- [7]李善民, 朱滔. 中国上市公司并购的长期绩效—基于证券市场的研究[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2005, (5).
- [8]夏新平, 邹朝辉, 潘红. 不同并购动机下的并购绩效的实证研究[J]. 统计与决策, 2007, (1).
- [9]吴豪, 庄新田. 中国上市公司并购绩效的实证研究[J]. 东北大学学报(自然科学版), 2008, (2).

(责任编辑/浩 天)

金融发展指标:该指标是用于反映福建省金融发展的综合水平情况。在对一国或地区的金融发展水平进行度量时,学者们使用较多是金融深化和金融效率两个变量。参考现有文献中均使用戈德史密斯提出的金融相关率(FIR,金融相关率=金融机构人民币贷款余额/ GDP)作为金融深化的代理变量这一情况,本文也做出同样的选择。金融效率的衡量则以金融机构人民币的贷款余额/存款余额来代理,并用符号FE表示。

国际贸易指标:该指标主要用于说明福建省国际贸易发展的综合水平情况。国际贸易分为出口贸易和进口贸易两个部分,因此在研究金融发展对福建省国际贸易的影响时,本文分别对进口贸易和出口贸易水平进行分析。具体的衡量分别以当年的进出口额与地区生产总值的比来代理,分别用符号EXP和IMP表示。

本文将样本的时间跨度设定为1991~2011年,所选用的数据来自相应的《福建省统计年鉴2012》、《新中国六十年统计汇编:1949~2008》中相关部分的统计数据。下表1给出了本文进行计量分析所使用的各变量的原始值:

从表1可以看到,在1991年福建省的进出口分别不足200亿元,而在2011年,出口已达到5996亿元,进口达到3274亿元,较1991年分别实现增长了34倍和22倍。同期金融机构的存贷款余额也分别实现了增长43倍和39倍,国内生产总值从619.87万元增长到17560.18亿元。地区快速发展的金融是否为国际贸易发展的提供了重要支撑?从两个发展的趋势来看,具有一定的相近性,这为本文的研究提供了基础。

2 VAR模型估计及其结果分析

2.1 单位根检验

在原始数据的基础上,本文得到所需要的各指标的值。由于本文所使用的数据均为时间序列数据,而在传统的研究过程中,时间序列往往存在单位根,使得计量结果的可靠性大大降低,因此现有的文献在对时间序列进行分析时均会进行单位根检验,通过检验判断时间序列的稳定性,从而达到增加计量结果可靠性的目的。本文也采用Augmented Dickey-Fuller test (ADF)检验法对序列EXP、IMP、FIR、FE进行单位根检验,以此来判断序列是否稳定。

年份	出口	进口	存款	贷款	GDP	年份	出口	进口	存款	贷款	GDP
1991	171	141	477.5	453.1	619.87	2002	1438	913	4253.1	3110.1	4467.55
1992	252	211	667.0	589.7	784.68	2003	17493	1175	5178.3	3837.5	4983.67
1993	299	283	824.4	774.7	1114.2	2004	2433	1501	5984.3	4360.6	5763.35
1994	549	491	1101.8	954.7	1644.39	2005	2854	1603	7248.4	5068.7	6568.93
1995	663	548	1451.7	1176.6	2094.9	2006	3251	1686	8836.3	6447.7	7584.36
1996	696	592	1901.7	1467.8	2484.25	2007	3798	1864	10040.2	8065.7	9249.13
1997	849	637	2192.7	1750.4	2870.9	2008	3958	1933	11804.4	9585.92	10823.11
1998	825	596	2557.3	1942.8	3159.91	2009	3642	1799	14702.3	12360.3	12236.53
1999	857	602	2924.6	2255.5	3414.19	2010	4840	2524	18309.5	15231.4	14737.12
2000	1069	688	3114.3	2438.8	3764.54	2011	5996	3274	21055.5	18165.2	17560.18
2001	1153	721	3614.3	2864.8	4072.85						

表2 单位根检验结果

变量	单整阶数	ADF 检验值	ADF 临界值 1%/ 5%/ 10%			结论
EXP	0	-1.617485	-3.808546	-3.020686	-2.650413	不显著
IMP	0	-1.960183	-3.831511	-3.029970	-2.655194	不显著
FIR	0	-2.005396	-4.498307	-3.658446	-3.268973	不显著
FE	0	-1.421889	-4.498307	-3.658446	-3.268973	不显著
D(EXP)	1	-4.071094	-3.959148	-3.081002	-2.681330	显著
D(IMP)	1	-4.080799	-3.831511	-3.029970	-2.655194	显著
D(FIR)	1	-3.871678	-4.571559	-3.690814	-3.286909	显著
D(FE)	1	-3.984779	-4.728363	-3.759743	-3.324976	显著

由上述eviews6.0软件所进行的单位根检验结果说明:时间序列EXP、IMP、FIR、FE在原水平序列情况下均未通过任何显著性水平的单位根检验,四个时间序列均存在单位根。而时间序列EXP、IMP、FIR、FE的一阶差分序列下,在1%或10%显著性水平下则通过了单位根检验。因此,时间序列EXP、IMP、FIR、FE均为一阶单整的。

2.2 协整检验

在得出时间序列数据是平稳性这一结论的基础上,本文对EXP、IMP、FIR、FE变量展开Johansen(詹森)协整检验分析,以进一步分析变量之间所存在的联动关系。

表3 Johansen协整检验的结果

检验变量	特征值	迹统计量	5%的临界值	P值	结论
EXP、FIR 和FE	0.780652	38.1853	29.79707	0.0043	存在一个 协整关系
	0.374005	10.87761	15.49471	0.2191	
	0.127069	2.446185	3.841466	0.1178	

注:*表示在5%的显著性水平下拒绝原假设

表4 Johansen协整检验的结果

检验变量	特征值	迹统计量	5%的临界值	P值	结论
IMP、FIR 和FE	0.844031	52.49264	29.79707	0.0000	存在一个 协整关系
	0.482812	19.04692	15.49471	0.0139	
	0.328884	7.178647	3.841466	0.0074	

注:*表示在5%的显著性水平下拒绝原假设

通过表3、表4的Johansen检验结果可知,在5%的显著性水平上,变量EXP、FIR和FE之间以及变量IMP、FIR和FE之间存在一个长期稳定的关系,本文将这一关系采用数学方程式表示出来,如下式1、2所示:

$$\text{EXP} = 2.379733 \text{ FIR} - 9.657765 \text{ FE} \quad (1)$$

(0.49972) (1.42137)

$$\text{IMP} = -2.123093 \text{ FIR} + 5.580466 \text{ FE} \quad (2)$$

(0.43898) (0.82549)

从方程式(1)可以发现,FIR变量的系数为正的2.379733,FE变量的系数为负的9.657765,金融深化与金融效率两个变量的系数符号存在差异,一个为正一个为负,这说明:福建省金融发展过程中,出口贸易的发展受到金融的影响并不是完全正向的,其中金融深化更加有利于地区出口贸易的发展。

从方程式(2)可以发现,FIR变量的系数为负的2.123093,FE变量的系数为正的5.580466,金融深化与金融效率两个变量的系数符号同样存在差异,福建省的进口贸易发展受到金融效率提升的影响更有利。

2.3 脉冲响应

脉冲响应函数(IRF)描述的是模型中某一变量的

正交化新生将会对系统中每一个变量的可能会导致的影响。图1、2中横轴表示冲击作用的滞后期数(年),纵轴则表示因变量对解释变量的响应程度。我们将冲击作用的滞后期设定为10年。

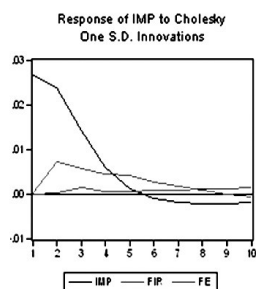


图1 福建省进口对冲击的相应

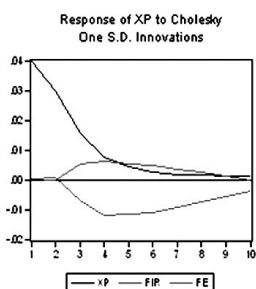


图2 福建省出口对冲击的相应

从图1可以看到,福建省进口贸易对金融效率的冲击一直存在正的响应,这种响应在长期内一直保持较为平稳的状态。出口贸易对金融效率的冲击在2期以后一直处于负的响应状态,在2~4期持续下降到最低点后开始上升。福建省进口贸易对金融深化的响应却复杂的多,在1~2期达到正响应的最高水平后,一直处于下行的趋势,并在9期后演生为负的响应。出口贸易在4期上升到最高响应点后也开始下降,在10期达到临界值。

2.4 方差分解

方差分解法是通过求解扰动项对向量自回归模型(VAR)预测均方误差的贡献度,依此为依据进一步评价各类因素对福建省进口贸易和出口贸易的冲击作用的重要程度。本文方差分解的具体结果见表5、6所示。

表5 福建省进口贸易的方差分解

时期	标准差	进口贸易	金融深化	金融效率
1	0.026467	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.036301	96.14852	0.006741	3.844738
3	0.039355	94.61551	0.129589	5.254896
4	0.04002	93.57726	0.145955	6.27679
5	0.040236	92.6593	0.165838	7.174863
6	0.040344	92.23753	0.204051	7.558422
7	0.040433	92.06327	0.247858	7.68887
8	0.040512	91.99212	0.310951	7.696925
9	0.040584	91.93945	0.390677	7.669871
10	0.040662	91.83830	0.478960	7.682744

从表5可以看到,福建省进口贸易的波动在第1年仅受自身波动的影响,金融发展对进口贸易波动的冲击(即对预测误差的贡献度)在第2年才表现出来,其中金融深化呈现出快速递增态势,到第10年时已解释了47.896%的进口贸易的波动,金融效率对进口贸易的波动的解释度一直较低。

从上表6可以看到,福建省出口贸易的波动在1~10期受自身的影响逐渐降低,但是依然保持着绝对的自身影响,

表6 福建省出口贸易的方差分解

时期	标准差	出口贸易	金融深化	金融效率
1	0.039586	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.049492	99.97349	0.008048	0.018463
3	0.052627	97.20659	0.978853	1.814555
4	0.054780	91.56885	2.099838	6.331309
5	0.056378	86.98490	2.898641	10.11645
6	0.057672	83.29936	3.450984	13.24966
7	0.058573	80.84224	3.708567	15.44919
8	0.059117	79.41975	3.790527	16.78972
9	0.059408	78.69063	3.788195	17.52118
10	0.059532	78.39839	3.772356	17.82926

金融发展从总体而言对出口贸易的影响有限,在第10期总的解释力度也未达到22%,其中金融效率的影响相对较大。

3 结论

本文参考已有文献的研究成果,建立了向量自回归模型(VAR),利用Johansen协整分析、脉冲响应函数和方差分解等计量方法,对福建省1990~2011年间的国际进出口贸易与金融发展之间的关系进行了实证分析。协整分析结果显示:从长期来说,福建省的进出口贸易与金融发展之间有着长期稳定的均衡关系,其中金融深化与金融效率对进口贸易、出口贸易的影响存在显著的差异。脉冲响应和方差分解说明金融发展在一定程度上能够解释福建省进出口贸易这些年的波动变化。

参考文献:

- [1]Pranab Bardhan, Kenneth Kletzer. Credit Markets and Patterns of International Trade[J]. Journal of Development Economics,1987,(27).
- [2]Beck T. Financial Development and International Trade: is there a Link ? [J]. Journal of International Economics,2002,(57) .
- [3]Yothin Jinjarak. On the Hidden Links between Financing Costs and International Trade Patterns [C]. Econometric Society 2004 Far Eastern Meetings NO 501, 2004.
- [4]Kiminori Matsuyama. Credit Market Imperfections and Patterns of International Trade and Capital Flows[J].Journal of the European Economic Association ,2005,(3).
- [5]沈能. 金融发展与国际贸易的动态演进分析—基于中国的经验数据[J].世界经济研究, 2006,(6).
- [6]阳佳余. 金融发展与对外贸易:基于中国省际面板数据的经验研究[J].经济科学,2007,(4) .
- [7]曲建忠,张战梅. 我国金融发展与国际贸易的关系—基于1991~2005年数据的实证研究[J]. 国际贸易问题,2008,(1).
- [8]江飞涛,张莉,李捷瑜. 银行信贷对我国对外贸易的影响及机制[J]. 经济管理,2011,(4).

(责任编辑/浩 天)